

主持人语:(郑振龙 厦门大学金融系教授)

## 风险与风险定价研究专题

美国金融危机与欧洲危机的接踵而至给人们上了一堂生动的风险课。风险与风险定价的研究也因此成为学术界的研究热点。为此,本栏目特别组织了该领域的三篇学术论文。

在传统的风险管理领域,人们只关心市场风险、流动性风险、信用风险等一阶风险。随着衍生品市场的发展和人们对风险管理要求的提高,近年来学界和业界日益关注波动率风险和相关性风险等二阶风险。为此,本栏目收录了“波动率风险溢酬:基于香港和美国期权市场的研究”,该文运用方差互换合约的思想,从香港恒生指数和美国 S&P500 指数现货和期权的价格中提炼出无模型波动率风险溢酬,并对其特征进行了考察。研究结果表明,香港股市和美国股市中的波动率风险的确被定价,且风险溢酬显著为负,说明波动率风险是不能被忽视的。

在经典金融理论中,只有系统性的风险才会被定价。但近年来不少学者发现,特质风险也被定价。为此,本栏目收录了“基于异质信念的公司特质风险定价模型”,该文通过放宽经典 Merton 模型的假设条件,加入异质信念和卖空限制,重新推导了特质波动率与预期收益率之间的关系,讨论了加入异质信念后公司特质风险对预期收益率的影响。结果表明,在投资者无法多样化投资的前提下,即使考虑了异质信念,公司特质波动率仍然进入资产定价方程,特质波动率与预期收益率之间存在正向关系。

信用衍生品在美国金融危机后广受关注,特别是信用衍生品与金融市场稳定性的关系更是研究热点。为此本栏目收录了“信用衍生品 CDO 对金融市场稳定性的影响研究”,该文主要研究欧洲信用衍生产品 CDO 的发行对金融市场稳定性的影响。研究结果显示金融中介之间的联动效应会增加金融市场的系统性风险;CDO 发行量仅与负的联合极值发生概率显著正相关,表明 CDO 发行量越大对金融稳定性冲击越大。CDO 发行量与正的联合极值不相关,说明 CDO 对银行进行风险管理的积极作用有限。此外,信息不对称程度及无风险利率也会对金融市场的稳定性产生影响。

# 波动率风险溢酬:基于香港和美国期权市场的研究

陈蓉<sup>1</sup>,曾海为<sup>2</sup>

(1. 厦门大学 经济学院,福建 厦门 361005; 2. 兴业证券 衍生品部,上海 200135)

**摘要:**文章运用方差互换合约的思想,从香港恒生指数和美国 S&P500 指数现货和期权的价格中提炼出无模型波动率风险溢酬,并对其特征进行了考察。研究结果表明,香港股市和美国股市中的波动率风险的确被定价,且风险溢酬显著为负,说明两市投资者均体现出风险厌恶。但同时我们也发现两个市场投资者的行为模式存在差异。此外,香港和美国市场的波动率风险相关度很高,且存在明显的溢出效应。

**关键词:**波动率风险;风险溢酬;无模型

**中图分类号:**F830.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1000-2154(2012)02-0053-07

收稿日期:2011-10-13

基金项目:国家自然科学基金项目“投资者风险偏好:度量与应用”(71101121);国家自然科学基金项目“非完美信息下基于观点偏差调整的资产定价”(70971114)

作者简介:陈蓉(1976-),女,福建福清人,厦门大学经济学院金融系金融工程教授,经济学博士,博士生导师,研究方向为金融工程、固定收益证券和风险管理;曾海为(1984-),男,福建厦门人,兴业证券衍生品部研究人员,数量经济学硕士,研究方向为金融工程、股指期货套利、量化投资。

## 一、引言

资产价格的波动率是随机的,这一观点已经被学术界和实务界多次证实并广泛接受。这意味着,当投资者在进行投资时,至少面临着两种不确定性:一是由于收益率波动而产生的不确定性;另一个则是波动率自身的不确定性。了解投资者对波动率自身不确定性的处理方式是十分重要的,这将有助于提高资产定价和风险管理的准确性和有效性。一旦波动率本身成为风险源,就存在相应的波动率风险溢酬,必然会对股票和期权等金融市场产生影响。因此对波动率风险溢酬的研究在理论和实践中都具有重要的意义。

具体来看,如果波动率风险溢酬存在,意味着简单的几何布朗运动是远远不够的,需要引入随机波动率。同时意味着除了市场风险之外,至少还存在波动率风险因子,用以拓展 CAPM 等资产定价模型。国外对冲基金已经基于二阶乃至高阶风险因子开发了高端的投资策略。波动率风险溢酬还是资产价格随机过程在风险中性测度和现实测度之间转换的重要枢纽,从而对金融衍生产品的定价和风险管理具有重要意义。

近年来国外学者纷纷采用不同的方法对波动率风险溢酬展开研究。Coval, Shumway(2001)<sup>[1]</sup>和 Bask-shi, Kapadia(2003)<sup>[2]</sup>等构建期权与标的资产的特定组合,通过考察该组合的收益来分析波动率风险溢酬; Britten, Neuberger(2000)<sup>[3]</sup>、Bondarenko(2004)<sup>[4]</sup>、Jiang, Tian(2005)<sup>[5]</sup><sup>1337</sup>、Carr, Wu(2009)<sup>[6]</sup><sup>1338</sup>、Bollerslev 等(2010)<sup>[7]</sup>和 Wu(2010)<sup>[8]</sup>等学者使用无模型隐含波动率的方法,从期权价格中提取风险中性测度下的波动率,同时从资产价格收益率中提取现实测度下的波动率,利用二者的联系分析波动率风险溢酬的特征;另一些研究者则在带随机波动率的随机过程或其他扩展模型的框架下纳入波动率风险溢酬,运用多种计量方法对波动率风险溢酬直接进行估计(如 Chernov, Ghysels(2000)<sup>[9]</sup>、Bates(2000)<sup>[10]</sup>、Pan(2002)<sup>[11]</sup>、Jones(2003)<sup>[12]</sup>、Aït-Sahalia, Kimmel(2007)<sup>[13]</sup>、Duan, Yeh(2010)<sup>[14]</sup>等)。研究结果基本一致,均发现存在显著为负的波动率风险溢酬,验证了系统性方差风险和随机波动率风险源的存在。

在国内,陈蓉和方昆明(2011)<sup>[15]</sup>运用第一种方法,通过构造恒生指数看涨期权的动态 delta 中性组合估计了香港股票市场的波动率风险溢酬,并对其时变的特征和影响因素进行了分析,结果发现香港股票市场上也存在着显著为负的波动率风险溢酬,随机波动率是市场的风险源。同时,他们还发现,香港市场上的波动率风险溢酬呈现明显的时变特征,其最重要的影响因素是股票现货市场的波动率。

本文采用了前述第二种方法来考察香港股市和美国股市的波动率风险溢酬问题,从数十万条期权价格数据中提取风险中性测度下的波动率,同时从资产价格收益率中提取现实测度下的波动率,利用二者的联系提炼出无模型的波动率风险溢酬。此方法在刻画金融资产波动率风险溢酬上直观而稳健。结果发现,在香港和美国股市上,波动率风险的确被定价,且显著为负,说明投资者整体上均表现为风险规避,这一点证实了陈蓉和方昆明文章中关于香港股市波动率风险溢酬显著为负的结论,也与国外现有文献的结论一致。

除了验证波动率风险因子的存在性,本文还以此为基础,第一次考察了香港和美国两个市场上投资者的行为特征、两市波动率风险的相关性和溢出效应问题。结果发现,美国市场的投资者远较香港市场的投资者理性,但两个市场的波动率风险存在很高的相关性,且存在明显的溢出效应。

## 二、模型方法<sup>①</sup>

在估计波动率风险溢酬时,本文所采用的方法借用了一种场外金融合约的思想,即方差互换合约(variance swap)。方差互换是一种场外金融衍生互换合约。在合约到期日,交易双方交换的是实现约定的方差率(strike level)和标的资产在合约期内的已实现方差率,合约多方的损益将等于这两者之差乘以每单位方差对应的价值,即:

<sup>①</sup>篇幅所限,文中仅作简要介绍,具体理论模型可参见 Carr 和 Wu(2009)<sup>[7]</sup><sup>1314</sup>,具体估计方法可与作者联系。

$$[RV_{i,T} - SW_{i,T}]L \quad (1)$$

其中  $RV_{i,T}$  指的是时间  $t$  到  $T$  之间的已实现年方差率,  $SW_{i,T}$  指的是在  $t$  时刻签订、 $T$  时刻支付的方差互换率  $L$  指的是将波动率差额转换成货币损益的名义金额。

由鞅定价原理可知, 在无套利条件下, 理论上的方差互换率应该等于已实现方差率的风险中性期望值, 即:

$$SW_{i,T} = {}_t [RV_{i,T}] \quad (2)$$

其中  ${}_t [\cdot]$  表示风险中性测度下  $t$  时刻的条件期望算子。鞅定价原理同时表明, 真实的已实现方差率和已实现方差率的风险中性期望之差, 就是波动率的风险溢酬。因此我们只要能够运用市场数据分别估计出  $RV_{i,T}$  和  $SW_{i,T}$ , 就可以通过两者之差估计出波动率风险溢酬, 并对其进行分析。

### (一) 估计方差互换率

我们可以通过期权价格合成式(2)中的方差互换率。用  $S_t$  表示  $t$  时刻某资产的现货价格,  $F_t$  表示在  $t$  时刻到期日为  $T$  的期货价格。假定期货合约是连续盯市的。在无套利条件下, 存在一个定义在某概率空间  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$  的风险中性概率测度, 使得  $F_t$  满足以下随机微分方程:

$$dF_t = F_{t-} \sigma_{i-} dW_t + \int_{\mathbb{R}^0} F_t - (e^x - 1) [\mu(dx, dt) - v_i(x) dx dt] \quad (3)$$

其中  $W_t$  是测度  $\mathbb{P}$  下的布朗运动;  $\mathbb{R}^0$  是扣除了零的实数集;  $F_{t-}$  是  $t$  时刻跳跃前的期货价格; 当且仅当在  $t$  时刻期货价格从  $F_{t-}$  跳跃到  $F_t = F_{t-} e^x$  时, 随机计数测度  $\mu(dx, dt)$  为非零数值;  $v_i(x)$  补偿了跳跃过程, 使得方程的最后一项成为跳跃鞅(jump martingale)的增量。令  $\int_{\mathbb{R}^0} (|x| \wedge 1) v_i(x) dx < \infty$ , 即跳跃过程表现为有限变差。此外  $\sigma_{i-}$  和  $v_i(x)$  的时间下标表明二者都是在  $F_t$  下随机且可测的。通过对  $\sigma_{i-}$  和  $v_i(x)$  加以限制, 可以使得  $F_t$  始终为正。为简化起见, 我们假设利率是确定的。

方程(3)是针对期货价格变动的建模, 将其表示为纯连续鞅和纯跳跃鞅的增量加总。在上述设定下, 从时间  $t$  到  $T$  之间的二次变差可以表示为:

$$V_{i,T} = \int_t^T \sigma_{s-}^2 ds + \int_t^T \int_{\mathbb{R}^0} x^2 \mu(dx, ds) \quad (4)$$

为推导出二次变差在风险中性测度下的期望值, 运用伊藤定理可得:

$$\ln(F_T) = \ln(F_t) + \int_t^T \frac{1}{F_{s-}} dF_s - \frac{1}{2} \int_t^T \sigma_{s-}^2 ds + \int_t^T \int_{\mathbb{R}^0} [x - e^x + 1] \mu(dx, ds) \quad (5)$$

将(5)整理代入(4), 对  $\ln(F_T)$  在  $F_t$  处进行泰勒展开, 并运用  $F_T = S_T$  就可得到:

$$V_{i,T} = 2 \left[ \int_0^{F_t} \frac{1}{K^2} (K - F_T)^+ dK + \int_{F_t}^{\infty} \frac{1}{K^2} (F_T - K)^+ dK \right] + 2 \int_t^T \left[ \frac{1}{F_{s-}} - \frac{1}{F_t} \right] dF_s - 2 \int_t^T \int_{\mathbb{R}^0} \left[ e^x - 1 - x - \frac{x^2}{2} \right] \mu(dx, ds) \quad (6)$$

可以看出, 二次变差  $V_{i,T}$  可以表达为三个部分的加总: 第一部分是持有  $2(dK)/K^2$  数量的欧式期权的静态回报, 其中为期权行权价; 第二部分是动态交易策略持有  $2B_s(T) [1/F_{s-} - 1/F_t]$  期货的回报; 第三部分是由动态期货价格不连续性产生的高阶误差项。值得注意的是, 这里的期权全部都是价外期权, 即  $K > F_t$  的看涨期权和  $K \leq F_t$  的看跌期权。

对式(6)两边同时取其在风险中性测度下的期望值, 再除以  $(T-t)$  就可得到年化的已实现方差率的风险中性期望, 也就是理论上的方差互换率  $SW_{i,T}$ 。由于风险中性测度下的动态期货交易策略的期望值为零, 最后已实现方差率的风险中性期望就等于价外期权复制策略的建立成本和复制策略的误差, 即:

$$SW_{i,T} = {}_t [RV_{i,T}] = \frac{2}{T-t} \int_0^{\infty} \frac{\Theta_t(K, T)}{B_t(T) K^2} dK + \varepsilon \quad (7)$$

其中  $B_t(T)$  表示  $t$  时刻一单位债券的价格;  $\Theta_t(K, T)$  表示  $t$  时刻的标的资产的所有价外期权;  $\varepsilon$  表示逼近误差, 具体为:

$$\varepsilon = -\frac{2}{T-t} \int_t^T \int_{\mathbb{R}^0} \left[ e^x - 1 - x - \frac{x^2}{2} \right] v_s(x) dx ds \quad (8)$$

在实际估计中,由于实际交易的同一到期日、不同行权价的期权量总是有限的,我们采用的是式(7)的离散形式,即:

$${}_t [RV_t, T] \approx \frac{2}{T-t} \sum_{i=1}^m \frac{\Theta_t(K_i, T)}{B_t(T) K_i^2} \Delta K \quad (9)$$

其中  $\Delta K = (K_{\max} - K_{\min}) / m$ ,  $K_i = K_{\min} + i\Delta K$  ( $0 \leq i \leq m$ )。  $K_{\max}$  和  $K_{\min}$  分别表示实际交易中的最大和最小行权价。也就是说,只要对给定时刻的标的资产价外期权价格进行积分(加和)运算,即可运用样本数据估计出方差互换率  $SW_t, T$ 。

## (二) 估计已实现方差率

已实现方差率的估计相对简单,直接采用其定义公式:

$$RV_t, T = \frac{252}{n} \sum_{i=1}^n \text{Return}(i)^2 \quad (10)$$

计算得到相应期限内的真实已实现方差率,其中  $n$  为计算期内的具体天数。

## (三) 估计波动率风险溢酬

分别估计出已实现方差率的真实值和风险中性期望值之后,两者之差就是波动率的风险溢酬。为使其更接近正态分布,以便对其进行分析,本文采用两者的对数差异来表示波动率风险溢酬,即:

$$RP_t, T = \ln(RV_t, T / SW_t, T) \quad (11)$$

## (四) 估计过程中的技术处理

由于实证中采用的式(8)仅仅是式(7)中连续积分的离散化近似,在估计过程中必然存在“离散化误差”(Discretization Error)和“截断误差”(Truncation Error)。<sup>①</sup>Jiang 和 Tian(2005)<sup>[51]</sup>证明了在一定条件下,这两部分误差是有限的。

为了尽量降低误差,当市场可得真实期权价格不够多时,需要人为“补充”期权价格。本文采用的是 Shimko(1993)<sup>[16]</sup>和 Alt-Sahalia, Lo(1998)<sup>[17]</sup>的方法,利用已有的期权价格和 Black-Scholes 公式隐含波动率进行推断,并运用三次样条法进行插值,补充虚拟的期权价格。此外,本文选择了30天的范围作为方差互换率的间隔长度。但在计算  $SW_t, T$  时,大部分期权数据的剩余期限长度都不等于30天。Carr 和 Wu(2009)<sup>[6]</sup>的方法是选取最近的两个期限进行插值。笔者觉得这样做虽然可行,但同一个交易日下的期限远不止两个,应该最大程度地利用数据的信息。因此本文根据筛选出的数据,计算出每个交易日下的所有期限的方差互换率  $SW_t, T_1, SW_t, T_2, SW_t, T_3, \dots$  最后,通过三次样条插值的方法得出期限为30天的  $SW_t, T$ 。

# 三、样本数据

本文的数据选用的是美国股市和香港股市最具代表性的期权数据和标的资产数据:香港恒生指数期权(HSI)和美国 S&P500 指数期权(SPX)。样本期为2006年1月至2009年11月,原始数据量分别达到21万和27万条。恒生指数和 S&P500 指数数据采集自 Yahoo Finance; 期权数据同时包含了买权和卖权,取自 Bloomberg 数据库;香港市场和美国市场无风险利率来源于 Wind 数据库;两个指数的股息率来自 Google 搜索。需要说明的是,恒生股息率是月度数据, S&P500 股息率是年度数据,本文将其进行了简单处理,即设相同期限内所有交易日的股息率都相等。

在进行实证检验之前,我们先对期权数据进行了筛选:首先,剔除价格落在理论上下限之外、定价严重

<sup>①</sup>“离散化误差”是指实际交易中不同行权价之间的间隔较大,达不到积分要求的间隔趋于零,从而在实际估计时产生误差。“截断误差”是指原公式要求对行权价从0到无穷大进行积分,但市场上可得行权价是有限的,估计时也存在误差。

不合理的期权;其次,剩余期限过短的期权价格往往变动过于剧烈,容易存在较大的定价偏差,剩余期限过长的期权则较容易受到随机利率和随机股息率的影响,因此本文剔除了剩余期限小于7天、大于90天的期权样本;第三,流动性差的期权往往也会存在定价偏差,因此剔除日交易量小于10的期权数据;最后,由于本文只用到价外期权,因此剔除所有  $K < F_t$  的看涨期权和  $K > F_t$  的看跌期权。

经过一系列筛选和剔除之后,在样本期内的1008个交易日中,符合条件可进行方差互换率计算的交易日最终为恒生指数期权943天,S&P500指数期权955天。二者不相同的主要原因在于,两地市场拥有不同的传统节日,造成交易年的长度略有区别。

## 四、实证结果

### (一) 香港股市和美国股市的波动率风险溢酬

从上文的推导中我们知道,如果波动率风险溢酬确实被市场定价,那么已实现方差率与方差互换率之间必然存在显著差异。表1报告了两个市场中的波动率风险溢酬的计算结果。可以看到,样本期内,香港股市和美国股市的已

实现方差率与方差互换率之差均高度显著为负,也就是说,两市的波动率风险溢酬显著为负。此外,ADF检验和ARCH LM检验表明两市波动率风险溢酬的时间序列都是平稳的,并都存在ARCH效应。

本文的这一结论与理论以及国内外现有文献的主要结论都是一致的,从资产定价理论来解释,期权与其它风险资产一样,投资者承担系统性风险,必然要求获取风险溢酬。对于风险厌恶的投资者来说,持有期权降低了其承担的波动率风险,波动率风险溢酬自然为负。从方差互换合同本身的特性来分析,合约为投资者提供了规避资产异常波动率变化的途径。担心市场波动率上升的投资者将买入方差互换,在市场波动率异常上升时将获取收益,以对冲波动率上升带来的损失。由于持有方差互换合约多头降低了其承担的波动率风险,同样地,波动率风险溢酬必然为负。总之,波动率风险溢酬在HSI和SPX的表现皆为负数,这说明无论是香港还是美国的投资者,总体而言都是风险厌恶和规避的。

### (二) 香港股市和美国股市的波动率风险溢酬时变特征

由于本文样本期涵盖了次贷危机由孕育到爆发再到相对平息的过程,根据金融危机爆发的过程,我们进一步将样本期分为2006-2007年7月、2007年8月-2009年3月、2009年4月-2009年11月三个子样本期,考察香港股市和美国股市波动率风险溢酬的时变特征。表2报告了两市波动率风险溢酬在不同子样本期内的基本统计特征。

表2显示了很有意思的

表1 HSI与SPX波动率风险溢酬

市场	均值	标准差	偏度	峰度	ADF	ARCH LM
香港 HSI	-0.400949 (-21.34330)	0.578404	0.719303	3.538589	-5.013263	3142.712
美国 SPX	-0.39152 (-18.61200)	0.650073	0.929519	4.642525	-3.918087	2244.064

注:括号中为检验均值是否为零的t统计量。

表2 HSI与SPX波动率风险溢酬的时变特征

		危机前 (2006.1-2007.7)	危机爆发期 (2007.8-2009.3)	危机平息时期 (2009.4-2009.11)	全样本 (2006.1-2009.11)
HSI	均值	-0.355336 (-14.12276)	-0.483619 (-11.93962)	-0.386349 (-11.15003)	-0.400949 (-21.34330)
	标准差	0.495604	0.660623	0.594124	0.578404
	偏度	0.335469	0.792092	1.089193	0.719303
	峰度	3.022615	3.251987	4.064416	3.538589
SPX	均值	-0.542201 (-17.8866)	-0.243522 (-6.763131)	-0.325816 (-7.802859)	-0.391520 (-18.61200)
	标准差	0.598638	0.583940	0.725642	0.650073
	偏度	0.601883	0.260124	1.500448	0.929519
	峰度	3.622593	3.663300	5.292320	4.642525

注:括号中为检验均值是否为零的t统计量。

结果。尽管香港股市和美国股市的全样本波动率风险溢酬相当接近,且在每个子样本期内两市的波动率风险溢酬仍然显著为负,但不同样本期内却呈现了不同的变化规律。香港股市的波动率风险溢酬在危机爆发期(绝对值)最高,而美国股市的最高波动率风险溢酬则出现在危机前。这充分说明,美国投资者更具前瞻性,在危机爆发前已经预期到高的波动率风险,并通过持有期权和方差互换合约等衍生证券寻求风险的对冲,使得危机前的美国波动率风险溢酬异乎寻常地高(绝对值高达0.542201);危机爆发之后,波动率风险已然释放,美国股市上的波动率风险溢酬随之下降;危机有所平息之后,波动率风险溢酬反而趋于上升,意味着投资者在为未来的风险再度进行风险规避。而香港投资者则明显呈现出类似“追涨杀跌”的趋势:危机前的市场上升期和危机后的平息期风险意识较为薄弱,波动率风险溢酬绝对值相对较低;危机爆发则引发对波动率风险的规避行为,波动率风险溢酬上升,表明香港市场的理性程度落后于美国市场。

### (三) 香港股市和美国股市的波动率风险溢酬相互关系

接下来,我们考察香港和美国两个市场的波动率风险溢酬之间的关系。

由于表1中的结果显示 HSI 与 SPX 波动率风险溢酬都具有 ARCH 效应,因此我们采用 CCC-MGARCH 模型来进行相关性分析,<sup>①</sup>发现两者的常相关系数高达0.642,呈现出明显的相关关系。我们进一步采用一阶 VAR 模型考察这两者之间的交互反馈关系,即

$$\begin{pmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{pmatrix} \quad (12)$$

其中  $y_{1,t}$  为 HSI 波动率风险溢酬,  $y_{2,t}$  为 SPX 波动率风险溢酬,  $a_{10}$  和  $a_{20}$  表示长期漂移系数。元素  $a_{ij}$  表示市场上信息的传导,  $a_{11}$  表示 HSI 波动率风险溢酬变化受到自身上一期的影响,  $a_{22}$  表示 SPX 波动率风险溢酬变化受到自身上一期的影响,  $a_{21}$  表示从 SPX 波动率风险溢酬到 HSI 波动率风险溢酬的溢出效应。如果  $a_{21}$  显著异于零表示 HSI 波动率风险溢酬的变化能够预测 SPX 波动率风险溢酬未来变化。表3报告了相应的结果。

表3 VAR 模型估计结果

	常数项	$y_{1,t-1}$	$y_{2,t-1}$	$R^2$
$y_{1,t}$	-0.023455 (-2.51361)	0.892079 (59.6937)	0.050026 (3.75756)	0.849194
$y_{2,t}$	-0.042704 (-2.92826)	0.092538 (3.96200)	0.797224 (38.3140)	0.707836

注:括号中为检验是否为零的  $t$  统计量。

可以看到,各参数均显著异于零。也就是说,香港和美国两市的波动率风险溢酬变化均存在明显的自相关性,且两者之间相互反馈,存在明显的溢出效应。

## 五、结论、启示与研究展望

本文运用方差互换合约的思想,从恒生指数期权和 S&P500 期权的数据中分别提炼出了两个市场上的波动率风险溢酬。结果发现,这两个市场上的波动率风险溢酬均显著为负,说明在这两个市场上,波动率风险均是异于传统系统性市场风险的一个新的风险源,而两市投资者对这一风险均体现出风险厌恶的态度。两个市场的波动率风险溢酬体现出高度的相关性和溢出效应。然而,在不同的市况下,香港股市的投资者和美国股市的投资者却体现出不同的行为特征:美国投资者更具前瞻性,在危机前已经预期到高的波动率风险,并通过持有期权和方差互换合约等衍生证券寻求风险的对冲;危机爆发,波动率风险释放后,美国股市上的波动率风险溢酬就随之下降。而香港投资者则在危机爆发后才意识到风险的来临,引发对波动率风险的规避行为,波动率风险溢酬上升,表明香港市场的理性程度是落后于美国市场的。

国外金融界对资产价格风险因子和风险溢酬的研究目前已从一阶拓展至二阶乃至更高阶。在国内,此类研究则几乎空白,这与中国期权等衍生产品市场的不发达有着直接的联系。但随着市场的发展,相信此类研究在国内也会逐步展开。本文验证了波动率风险溢酬估计的一种方法,并探索了波动率风险溢酬在投

<sup>①</sup>篇幅所限,此处仅直接给出结果,如需具体细节,可与作者联系。

投资者行为特征和市场间反馈关系上的运用,希望能为未来的研究奠定一定的基础。

从未来的研究来看,以下几个方面值得研究者们进一步探索:首先,在期权定价非有效的情况下如何对估计得到的波动率风险溢酬加以分析和提炼;其次,如何分离波动率风险溢酬和跳跃风险溢酬;第三,如何对估计得到的波动率风险溢酬加以运用,包括进行测度转换以进行金融衍生产品的定价和风险管理,包括对资产定价理论的发展并基于此建立投资策略,以及从中提炼出投资者行为等信息进行行为金融学研究等等。

#### 参考文献:

- [1] COVAL J D, SHUMWAY T. Expected Option Returns [J]. *Journal of Finance* 2001(3): 983-1009.
- [2] BAKSHI G, KAPADIA N. Delta-hedged Gains and the Negative Market Volatility Risk Premium [J]. *Review of Financial Studies* 2003, 16(2): 527-566.
- [3] BRITTEN-JONES M, NEUBERGER A. Option Prices, Implied Price Processes, and Stochastic Volatility [J]. *Journal of Finance*, 2000, 55(2): 839-866.
- [4] BONDARENKO O. Market Price of Variance Risk and Performance of Hedge Funds [R]. Working Paper, University of Illinois at Chicago 2004.
- [5] JIANG G J, TIAN Y S. The Model-free Implied Volatility and Its Information Content [J]. *Review of Financial Studies* 2005, 18(4): 1305-1342.
- [6] CARR P, WU L. Variance Risk Premiums [J]. *Review of Financial Studies* 2009, 22(3): 1311-1338.
- [7] BOLLERSLEV T, GIBSON M, ZHOU H. Dynamic Estimation of Volatility Risk Premia and Investor Risk Aversion from Option-implied and Realized Volatilities [J]. *Journal of Econometrics* 2010, 160(1): 235-245.
- [8] WU L. Variance Dynamics: Joint Evidence from Options and High-Frequency Returns [J]. *Journal of Econometrics* 2010(3): 37.
- [9] CHERNOV M, GHYSELS E. A Study Towards a Unified Approach to the Joint Estimation of Objective and Risk Neutral Measures for the Purpose of Options Valuation [J]. *Journal of Financial Economics* 2000, 56(3): 407-458.
- [10] BATES D S. Post-87 Crash Fears in S&P 500 Futures Options [J]. *Journal of Econometrics* 2000, 94(1/2): 181-238.
- [11] PAN J. The Jump-risk Premia Implicit in Options: Evidence from an Integrated Time-series Study [J]. *Journal of Financial Economics* 2002, 63(1): 3-50.
- [12] JONES C S. The Dynamics of Stochastic Volatility: Evidence From Underlying and Options Markets [J]. *Journal of Econometrics*, 2003, 116(1/2): 181-224.
- [13] AIT-SAHALIA Y, KIMMEL R. Maximum Likelihood Estimation of Stochastic Volatility Models [J]. *Journal of Financial Economics* 2007, 83(2): 413-52.
- [14] DUAN J C, YE H C Y. Jump and Volatility Risk Premiums Implied by VIX [J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2010, 34(11): 2232-2244.
- [15] 陈蓉, 方昆明. 波动率风险溢酬: 时变特征及影响因素 [J]. *系统工程理论与实践* 2011, 31(4): 761-770.
- [16] SHIMKO D. Bounds of Probability [J]. *Risk*, 1993, 6(4): 33-37.
- [17] AIT-SAHALIA Y, LO A W. Nonparametric Estimation of State-price Densities Implicit in Financial Asset Prices [J]. *Journal of Finance* 1998, 53(2): 499-547.

## Volatility Risk Premium: A Study on Hongkong and American Option Markets

CHEN Rong<sup>1</sup>, ZENG Hai-wei<sup>2</sup>

(1. School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China;

2. Derivatives Department, Industrial Securities CO. LTD, Shanghai 200135, China)

**Abstract:** This paper employs the notion of the variance swap contracts to estimate model-free volatility risk premium from the Hang Seng Index and S&P500 index options prices and investigates the characteristics. We find that the volatility risk is priced and the risk premium is significantly negative both in Hong Kong and U. S. equity markets, which implies that investors are all risk-averse. However, the behavior in these two markets are different. In addition, we find there exist high correlations and significant spillover effects between volatility risk in these two markets.

**Key words:** volatility risk; risk premium; model-free

(责任编辑 毕开凤)